

Agriculture
Canada

Research Branch
Direction générale de la recherche

Contribution 1983-14F

L'échantillonnage séquentiel en phytoprotection: revue de la méthode

Canada

Sur la couverture, les points sur la carte indiquent les établissements de recherche d'Agriculture Canada.

L'échantillonnage séquentiel en phytoprotection: revue de la méthode

GUY BOIVIN et CHARLES VINCENT
Station de recherche
Saint-Jean-sur-Richelieu (Québec)

Contribution n° 923

Direction générale de la recherche
Agriculture Canada
1983

On peut obtenir des exemplaires de cette publication à la
Station de recherche
Direction générale de la recherche
Agriculture Canada
C.P. 457
Saint-Jean-sur-Richelieu (Québec)
J3B 6Z8

Production du Service aux programmes de recherche

RESUME

La technique de l'échantillonnage séquentiel permet de réduire de 40 à 80% le nombre d'échantillons nécessaires à l'évaluation d'un niveau de population par rapport aux techniques traditionnelles d'échantillonnage, favorisant ainsi la mise en place d'un programme de lutte intégrée. Les quatre éléments prérequis à l'utilisation de cette technique ainsi que les avantages et les limites de l'approche américaine de Wald et de l'approche japonaise d'Iwao sont présentés. Les méthodes de calcul et un exemple pratique illustrant l'utilisation de cette technique d'échantillonnage sont donnés pour les distributions de Poisson et de la binomiale négative.

ABSTRACT

Sequential sampling allows a reduction of 40 to 80% of the sampling effort necessary to determine a population level as compared to traditional sampling techniques. This reduces monitoring costs and therefore facilitates the implementation of an integrated pest management program. The four prerequisites for this method and the advantages and limitations of both Wald and Iwao approaches are reviewed. The formulae and a solved example illustrating the utilization are given for Poisson and negative binomial distributions.

INTRODUCTION

Les problèmes reliés à l'utilisation massive de traitements chimiques préventifs ont fait prendre conscience de l'importance de la diversification des moyens de lutte en phytoprotection. La théorie de la lutte intégrée favorise ceci en proposant un ensemble de mesures à prendre avant d'utiliser les méthodes chimiques (Luckman et Metcalf 1975).

La mise en place d'un programme de lutte intégrée dans une culture implique une diminution du nombre de traitements chimiques, de la quantité de produits utilisés par traitement et des risques d'apparition de résistance chez certains ravageurs de sorte qu'il en résulte généralement un abaissement des coûts de production. Il est cependant nécessaire de suivre l'évolution des niveaux de population des ravageurs au cours de la saison de végétation pour s'assurer du succès d'un tel programme (Boivin et Vincent 1981).

Le suivi de la population d'un ravageur avant ou après un traitement nécessite un échantillonnage régulier des champs soumis au programme. Cet échantillonnage accapare une part importante des ressources humaines et économiques mais demeure essentiel pour connaître l'état phytosanitaire de la culture. Il faut donc que le producteur ou une personne qualifiée obtienne ces informations le plus efficacement possible.

Ruesink et Kogan (1975) mentionnent deux méthodes pour estimer un niveau de population par une technique d'échantillonnage. On peut d'abord déterminer, à partir de la distribution spatiale de l'organisme, le nombre optimal d'échantillons nécessaires pour que l'estimé de la densité moyenne de la population du ravageur soit à l'intérieur d'une limite d'erreur connue (Karandinos 1976). Ce nombre fixe d'échantillons est un compromis: il est trop élevé lorsque le niveau de population est haut mais insuffisant à de faibles densités de population. Si la densité de population se situe près du seuil économique, la probabilité d'arriver à une recommandation erronée devient maximale (Fohner 1981).

Lorsque le but de l'échantillonnage est d'émettre une recommandation d'intervention, il suffit de déterminer si le niveau d'infestation est au-dessus ou au-dessous d'un seuil économique. L'échantillonnage séquentiel, aussi nommé analyse progressive par Gruner (1975), permet d'atteindre cet objectif en réduisant le nombre d'échantillons requis.

L'échantillonnage séquentiel a été mis au point au cours de la seconde guerre mondiale (Wald 1943, 1945, 1947). En raison de sa grande efficacité pour le contrôle de la qualité du matériel militaire, on classa ce sujet comme "secret militaire" aux Etats-Unis jusqu'en 1945, alors qu'il fut rendu public. On l'appliqua d'abord en entomologie forestière (Morris 1954, Waters 1955) et plus tard en entomologie agricole (Sylvester et Cox 1961, Harcourt 1966 a, b). Depuis, l'échantillonnage séquentiel est utilisé pour l'estimation des niveaux de populations d'insectes sur plusieurs cultures (Pieters 1978).

L'échantillonnage séquentiel progresse par étapes successives et la décision de traiter peut être prise après chaque prélèvement. Si un niveau critique (seuil économique) est atteint, l'échantillonnage est terminé et une recommandation est émise.

Lors d'une forte infestation, il devient apparent après quelques échantillons que le niveau de population du ravageur se situe au-dessus du seuil économique. Par ailleurs, si aucun ravageur n'a été capturé après plusieurs échantillons, on est vraisemblablement en présence d'un faible niveau de population. En vertu de ce principe, l'échantillonnage séquentiel permet une prise de décision rapide avec un pourcentage d'erreur pré-établi, réduisant ainsi le nombre d'échantillons de 47 à 63% (Wald 1947) et, dans certains cas, jusqu'à 79% (Pieters et Sterling 1974) par rapport aux techniques conventionnelles d'échantillonnage décrites par Cochran (1977).

Cette méthode s'appliquerait à toutes les disciplines de phytoprotection où il est nécessaire d'estimer des niveaux de population, particulièrement en entomologie, phytopathologie et nématologie.

L'échantillonnage séquentiel sert aussi à évaluer l'efficacité d'un traitement insecticide en champ. Il permet également de déterminer si les populations de parasites et de prédateurs sont suffisantes pour éviter une intervention. Kuno (1969, 1972, 1977) utilise cette technique pour l'estimation de la moyenne d'une population avec un niveau d'erreur pré-établi. Johnson (1977) estime le rapport de sexes d'un groupe d'insectes capturés à l'aide d'un piège englué en les examinant de façon séquentielle. Les données dichotomiques (ex: rapport de sexes, plants infestés ou non) peuvent également être traitées par cette méthode. L'échantillonnage séquentiel devient donc un outil précieux pour l'utilisation optimale des ressources requises dans l'évaluation d'un paramètre d'une population.

Le but de cet article est de présenter les avantages et les limites de la technique américaine de Wald (1947) et de la technique japonaise d'Iwao (1975).

ELEMENTS PREREQUIS

Quatre éléments sont nécessaires à l'établissement d'un plan d'échantillonnage séquentiel:

a - Une procédure d'échantillonnage fiable et pratique.

b - Un niveau de population critique (seuil économique) d'un ravageur sur une culture.

c - Les paramètres du modèle mathématique décrivant la distribution spatiale de l'organisme échantillonné.

d - Des niveaux d'erreur acceptables et réalistes pour ce ravageur sur la culture étudiée.

Nous passons ici en revue ces éléments prérequis.

a - La technique d'échantillonnage

Une technique d'échantillonnage est directe quand le ravageur est capturé et indirecte lorsqu'elle utilise des indices laissés par l'organisme comme les déchets ou les dégâts. La même technique doit être employée pour déterminer le seuil économique et la distribution spatiale de l'organisme. Lorsque plus d'un stade du ravageur est étudié, on détermine l'efficacité relative de la technique utilisée, ce qui permet la pondération des estimés.

b - Le seuil économique

Le seuil économique est le niveau de population au delà duquel une intervention devient nécessaire (Stern 1973).

Il est préférable, par souci de précision, d'établir ce seuil pour un cultivar particulier puisque la susceptibilité des plantes varie d'un cultivar à l'autre. Le seuil économique est aussi fonction de la valeur de la récolte et des coûts des méthodes de répression.

L'utilisation de la procédure de Wald (1947) requiert l'établissement de deux niveaux critiques de population; λ_1[1] (niveau au-dessous duquel aucun traitement n'est appliqué) et λ_2 (niveau au-dessus duquel un traitement est recommandé). Le choix de l'écart entre λ_1 et λ_2 est fondé sur la connaissance de la biologie et du comportement du ravageur, de la valeur de la récolte et de l'importance potentielle du dommage que le ravageur peut causer (Waters 1974). Les probabilités d'une classification correcte, lorsque le niveau de la population se situe entre λ_1 et λ_2, sont plus faibles que lorsque le niveau de population est inférieur à λ_1 ou supérieur à λ_2 (Fohner 1981). Plus l'intervalle entre λ_1 et λ_2 est faible, plus il faudra augmenter le nombre d'échantillons.

Lorsque le seuil économique n'est pas connu, il est possible d'amorçer un programme d'échantillonnage séquentiel sur la base d'un seuil préliminaire que Lincoln (1978) dénomme 'niveau d'action'. Ce niveau provisoire peut être utilisé sous réserve d'une moins grande précision d'échantillonnage et de recommandation.

c - Distribution spatiale

La distribution spatiale du ravageur étudié détermine le nombre d'échantillons nécessaires pour atteindre un niveau de précision pré-établi. Le calcul des limites de la zone d'acceptabilité varie selon que l'organisme est distribué uniformément (Fig. 1-A), au hasard (Fig. 1-B), ou de façon contagieuse (Fig. 1-C).

---

[1] Voir à l'appendice 1 pour un glossaire des symboles mathématiques.

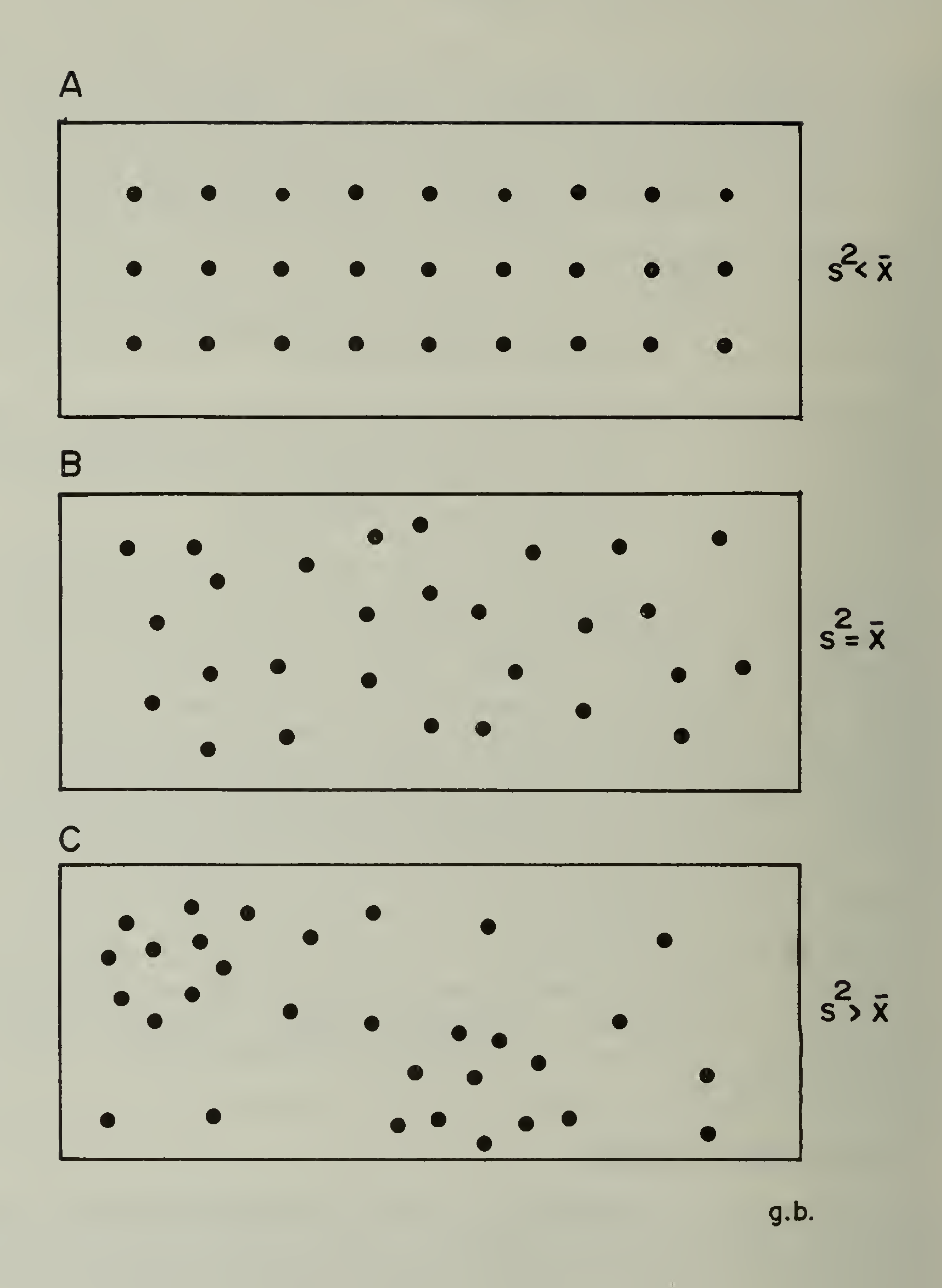


Figure 1. Distributions régulière (A), au hasard (B) et contagieuse (C).

Deux méthodes sont utilisées pour caractériser la distribution spatiale d'un organisme. Une première méthode consiste à effectuer des échantillonnages et à comparer la distribution de fréquence des captures avec les distributions de fréquences théoriques de Poisson, Poisson binomiale, binomiale négative, etc. L'ajustement des fréquences observées aux fréquences théoriques est quantifié au moyen d'un test d'ajustement tels les tests de G, de χ^2 et de Kolmogorov-Smirnov (Sokal et Rohlf 1981).

La seconde méthode caractérise la distribution spatiale d'un organisme en utilisant l'indice d'encombrement moyen ("mean crowding") (Lloyd 1967) en relation avec la technique de régression d'Iwao (1968). Ceci permet la description de la distribution spatiale au moyen de deux paramètres (Iwao 1977), et implique une méthode de calcul différente du nombre d'échantillons.

d - Niveaux d'erreur

Dans un plan d'échantillonnage séquentiel, on peut commettre deux types d'erreur statistiques. Il est possible de déclarer que le niveau de population est en-deça du seuil critique alors qu'en réalité il se situe au-dessus et de ne pas recommander un traitement alors que celui-ci serait nécessaire. Il s'agit d'une erreur de type I dont la probabilité est α. On peut également surestimer le niveau de population et recommander un traitement inutile ce qui constitue une erreur de type II, de probabilité β.

Il est plus grave de ne pas recommander un traitement nécessaire (erreur I) que de recommander un traitement inutile (erreur II) puisque le coût du traitement est moins élevé que les pertes potentielles. En conséquence, la probabilité de commettre une erreur de type I (α) doit être plus faible que la probabilité de l'erreur II (β). Lorsque les probabilités d'erreur I et II diminuent, la précision du plan d'échantillonnage augmente mais le nombre d'échantillons requis peut devenir prohibitif. La plupart des plans d'échantillonnage séquentiel ont des niveaux d'erreur α et β fixés aux environs de 0,05 ou 0,1 (Sevacherian et Stern 1972, Pieters et Sterling 1974, 1975, Gruner 1975, Strayer et al. 1977), et quelquefois 0,4 (Danielson et Berry 1978, Burts et Brunner 1981). En choisissant un niveau d'erreur α de 0,05, on commettra en moyenne une erreur de type I sur 20 décisions.

PRINCIPES DE L'ECHANTILLONNAGE SEQUENTIEL

PROCEDURE DE WALD

Le calcul du plan d'échantillonnage par la procédure de Wald (1947) est basé sur une distribution mathématique théorique décrivant le mieux la distribution spatiale observée de l'insecte.

A - Courbe de probabilité

La courbe de probabilité indique, pour chaque niveau d'infestation, la probabilité d'accepter l'hypothèse H_1 selon laquelle la moyenne de la population échantillonnée est en deça ou égale à la valeur λ_1 (Oakland 1950)

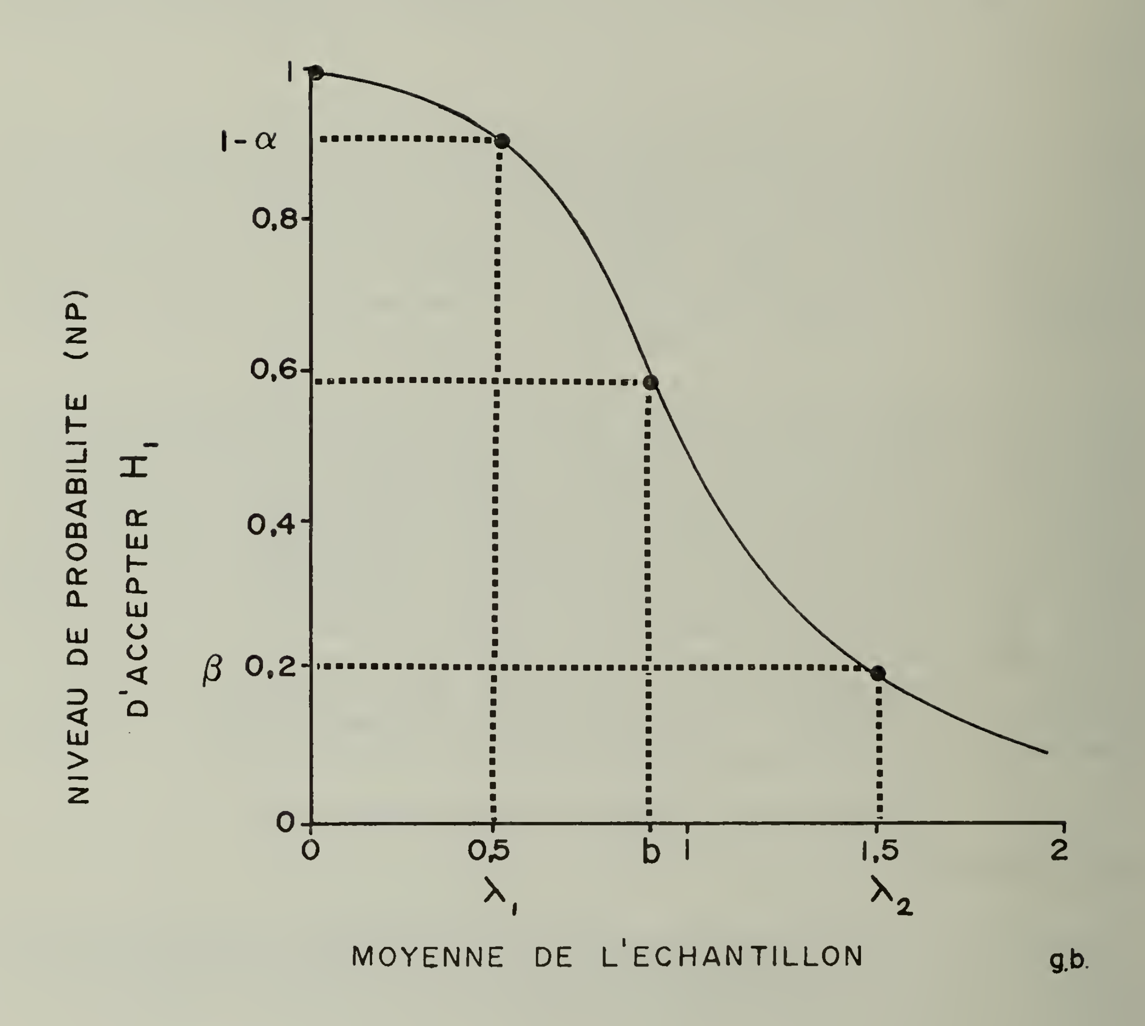


Figure 2. Courbe de probabilité d'un plan d'échantillonnage séquentiel par la procédure de Wald.

(Fig. 2). La probabilité d'accepter l'hypothèse H_2, soit que la moyenne de la population est supérieure à λ_2 suit une courbe inverse à celle de H_1. L'allure de cette courbe dépend des valeurs α et β choisies.

Quelle que soit la distribution spatiale du ravageur, on calcule quatre points avec lesquels on interpole la courbe. Ces points se calculent comme suit:

(1) pour $\lambda' = 0$, NP = 1

(2) $\lambda' = \lambda_1$, NP = $1 - \alpha$

(3) $\lambda' = b$, NP = $a_2 / a_2 - a_1$

(4) $\lambda' = \lambda_2$, NP = β

où NP = niveau de probabilité
a_1 = ordonnée à l'origine de la droite D_1
a_2 = ordonnée à l'origine de la droite D_2
b = pente de la droite

Si un calcul plus précis de cette courbe est nécessaire, on peut consulter Wald (1947).

B - Courbe du nombre moyen d'échantillons

Cette courbe permet la prédiction du nombre moyen d'échantillons à prélever avant une prise de décision (Fig. 3). Le nombre d'échantillons, variable selon le niveau d'infestation, est maximal près du seuil économique. Si le nombre prévu d'échantillons requis excède les ressources disponibles en temps et en main d'oeuvre, l'alternative consiste à diminuer la précision visée en augmentant soit la probabilité des erreurs de type I et II, soit l'écart entre λ_1 et λ_2.

Les formules permettant de calculer quatre des points de cette courbe sont décrites plus loin. L'ordonnée à l'origine de cette courbe indique le nombre minimal d'échantillons à prélever avant une prise de décision (Fig. 3).

C - Calcul des droites d'acceptation

Les formules nécessaires au calcul d'un plan d'échantillonnage séquentiel sont présentées ici pour deux distributions spatiales fréquentes en phytoprotection, soit les distributions de Poisson et binomiale négative. Ces formules proviennent de Wald (1947), Waters (1955) et Onsager (1976) qui donnent aussi les formules utilisées pour d'autres types de distribution.

Distribution de Poisson: Cette distribution, caractérisée par l'égalité constante entre la variance et la moyenne, décrit une population répartie au hasard dans l'espace (Fig. 1-B) (Southwood 1978). Un seul paramètre mesurable suffit à la décrire: la moyenne ($\bar{X}$).

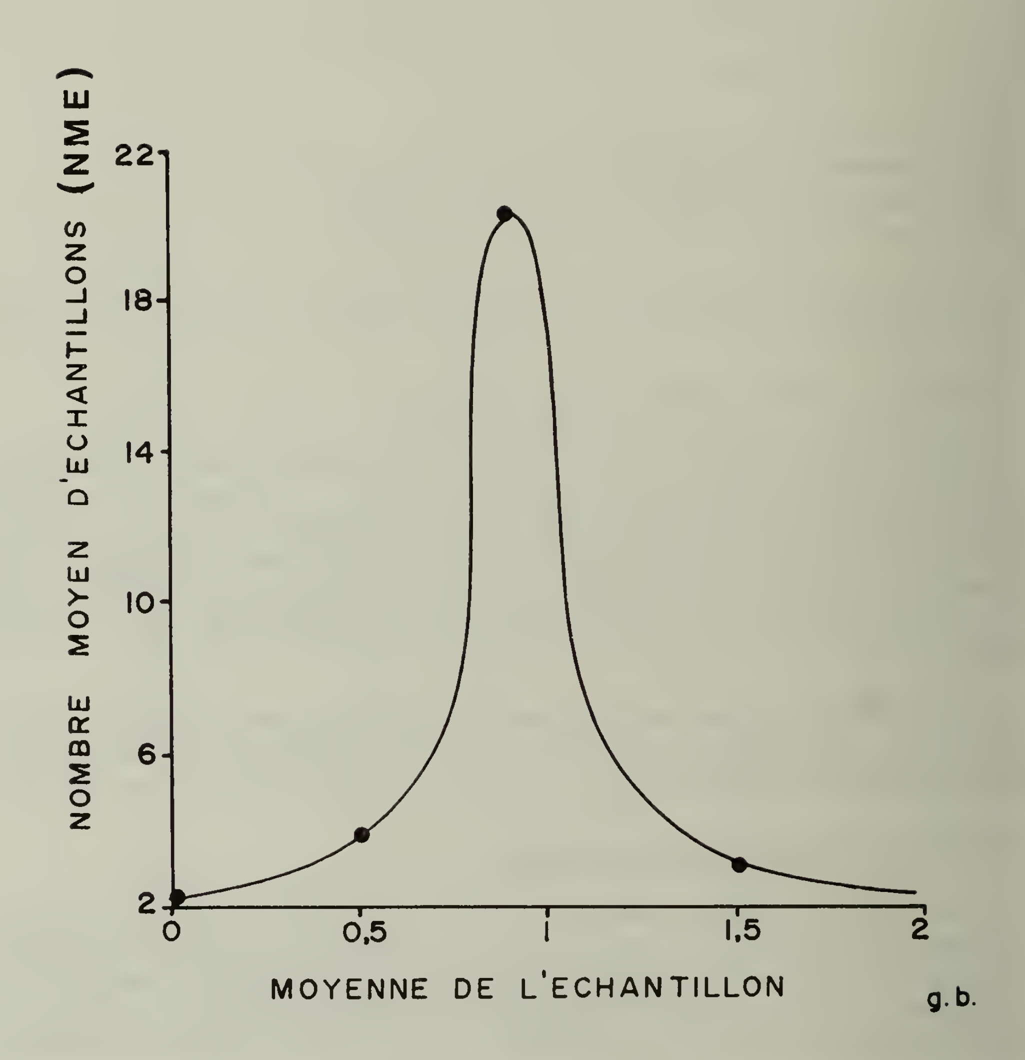


Figure 3. Courbe du nombre moyen d'échantillons d'un plan d'échantillonnage séquentiel par la procédure de Wald.

Ordonnée à l'origine de la droite D_1 (Fig. 4):

$$(5) \quad a_1 = - \frac{\text{Log } (\frac{1-\alpha}{\beta})}{\text{Log } (\frac{\lambda_2}{\lambda_1})}$$

Ordonnée à l'origine de la droite D_2:

$$(6) \quad a_2 = \frac{\text{Log } (\frac{1-\beta}{\alpha})}{\text{Log } (\frac{\lambda_2}{\lambda_1})}$$

Pente de ces deux droites parallèles:

$$(7) \quad b = \frac{0,4343 \, (\lambda_2 - \lambda_1)}{\text{Log } (\frac{\lambda_2}{\lambda_1})}$$

où α = probabilité de l'erreur de type I
β = probabilité de l'erreur de type II
λ_1 = moyenne de la population spécifiée comme limite inférieure
λ_2 = moyenne de la population spécifiée comme limite supérieure

Courbe du nombre moyen d'échantillons (NME):

$$(8) \quad NME = \frac{NP \, (a_1 - a_2) + a_2}{\lambda' - b}$$

où NP = niveau de probabilité au λ_1 choisi
λ' = moyenne de la population

Deux cas particuliers se calculent différemment:

1 - $\lambda' = 0$, NP = 1 et NME = $a_1/-b$

2 - $\lambda' = b$, NME = $\frac{a_1 a_2}{-b}$

Le sommet de cette courbe indique le nombre maximum d'échantillons à prélever en moyenne lorsque la densité de population est voisine du seuil économique. Ce point est utile pour décider de l'arrêt des prélèvements dans l'éventualité où aucune décision n'est prise (voir section d - Fin de l'échantillonnage). Ce sommet se situe au voisinage des trois valeurs

de NME calculées pour $\lambda' = 0$

$\lambda' = \lambda_1$

$\lambda' = b$

Distribution binomiale négative: Ce modèle décrit une population distribuée de façon contagieuse (Fig. 1-C) (Southwood 1978). Cette distribution, fréquemment observée chez les populations de ravageurs, est décrite par deux paramètres: le moyenne et K, une constante mesurant le degré d'aggrégation de la population.

Quatre nouveaux paramètres sont nécessaires pour calculer les droites d'acceptation basées sur une distribution binomiale négative. On les calcule comme suit:

(9) $P_1 = \lambda_1/K$

(10) $P_2 = \lambda_2/K$

(11) $Q_1 = 1 + P_1$

(12) $Q_2 = 1 + P_2$

La constance de K, quel que soit le niveau d'infestation, est une des hypothèses sous-jacentes à l'emploi des statistiques séquentielles. Si la valeur de K augmente avec la moyenne de l'échantillon, on peut alors calculer un K commun (K_c) pour l'ensemble des moyennes (Bliss et Owen 1958). Si un K_c n'a pas été déterminé pour le ravageur étudié, il faut s'assurer que le K soit à peu près constant pour l'échelle des moyennes couverte par le plan d'échantillonnage séquentiel (Onsager 1976).

Ordonnée à l'origine de la droite D_1 (Fig. 4):

$$(13) \quad a_1 = -\frac{\text{Log}\left(\frac{1-\alpha}{\beta}\right)}{\text{Log}\left(\frac{P_2 Q_1}{P_1 Q_2}\right)}$$

Ordonnée à l'origine de la droite D_2:

$$(14) \quad a_2 = \frac{\text{Log}\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\text{Log}\left(\frac{P_2 Q_1}{P_1 Q_2}\right)}$$

Pente de ces deux droite parallèles:

$$(15) \quad b = K\,\frac{\text{Log}\left(\frac{Q_2}{Q_1}\right)}{\text{Log}\left(\frac{P_2 Q_1}{P_1 Q_2}\right)}$$

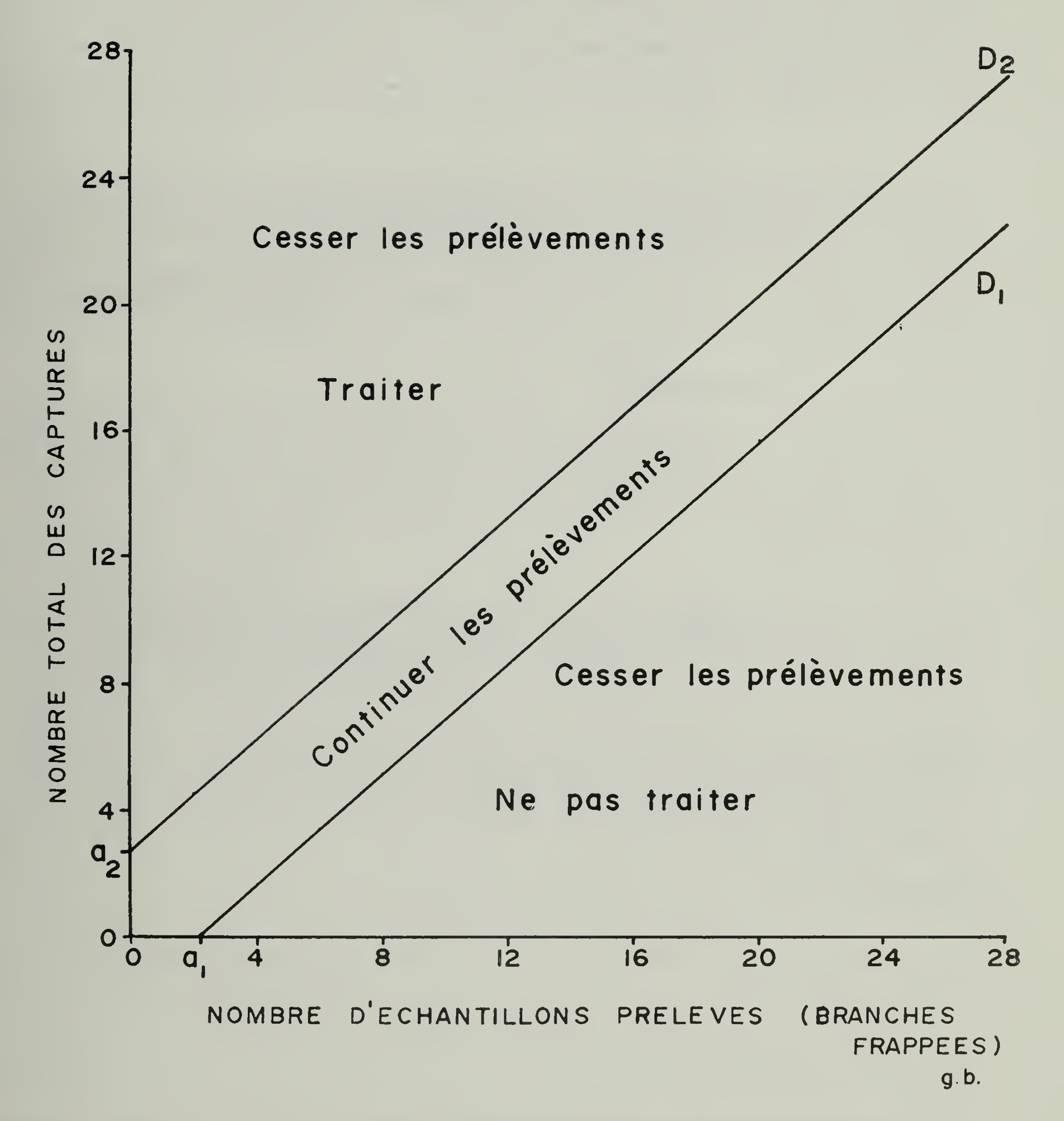


Figure 4. Droites d'acceptation d'un plan d'échantillonnage séquentiel selon la procédure de Wald.

Courbe du nombre moyen d'échantillons (NME):

$$(16) \quad NME = \frac{a_2 + (a_1 - a_2)\ NP}{\lambda' - b}$$

Deux cas spéciaux se calculent différemment:

1 - $\lambda' = 0$, $NP = 1$ et $NME = a_1/-b$

2 - $\lambda' = b$, $NME = \dfrac{a_1 a_2}{-(b^2/K + b)}$

Lorsque la valeur de α est plus petite ou égale à la valeur de β, le sommet de la courbe du nombre moyen d'échantillons se rapproche de celle trouvée pour $\lambda' = b$. Au fur et à mesure que la valeur de α devient plus grande que celle de β, l'exactitude de cette estimation diminue et la valeur exacte doit être trouvée par procédé itératif au moyen de la formule (16) (Onsager 1976).

d - Fin de l'échantillonnage

Lorsque la moyenne de la population étudiée se situe entre les deux valeurs limites choisies, λ_1 et λ_2, on peut prendre un grand nombre d'échantillons sans sortir de ces limites et demeurer dans l'impossibilité de prendre une décision. Il faut alors prévoir un mécanisme permettant de cesser les prélèvements.

Wald (1947) propose une solution mathématique tenant compte des changements causés aux niveaux d'erreur α et β. Cette solution requiert toutefois une approche mathématique complexe. Waters (1974) suggère l'arrêt des prélèvements lorsque le nombre maximum d'échantillons prédit par la courbe du nombre moyen d'échantillons est atteint. Il ne mentionne toutefois pas comment choisir entre les hypothèses H_1 et H_2 à l'arrêt des prélèvements. Certains auteurs suggèrent de reprendre l'échantillonnage à une date ultérieure (Sevacherian et Stern 1972) ou d'accepter l'hypothèse de la droite d'acceptation la plus proche du dernier point échantillonné (Sterling et Pieters 1974, 1975).

PROCEDURE D'IWAO

L'encombrement moyen (Lloyd 1967) est un indice d'aggrégation se calculant comme suit:

$$(17) \quad \overset{*}{X} \simeq \overline{X} + (\frac{s^2}{\overline{X}} - 1)$$

La relation mathématique entre la densité moyenne $\overline{X}$ et l'encombrement

moyen $\overset{*}{X}$ décrit certaines caractéristiques de la distribution spatiale inhérente à une espèce dans un habitat donné. Iwao (1968) a démontré que cette relation est souvent linéaire et se décrit par une droite de régression simple.

Deux paramètres décrivent alors le type de distribution spatiale de l'organisme. Ce sont l'ordonnée à l'origine de la droite de régression, a_r, soit l'indice de contagion, et la pente de la droite de régression, b_r, soit le coefficient de distribution. Le premier de ces paramètres caractérise l'unité de base de la population alors que le second décrit la distribution de ces unités de base dans l'espace. Il faut vérifier la validité de la régression par le degré de signification du coefficient de corrélation (Steel and Torrie 1980).

Contrairement à la procédure de Wald, on utilise directement le seuil économique pour calculer les limites des courbes d'acceptation. Les formules présentées ici proviennent d'Iwao (1975) et de Southwood (1978).

Courbe de la limite supérieure d'acceptation:

$$(18) \quad C_s = N \times SE + t \sqrt{N \, [(a_r + 1) \, SE + (b_r - 1) \, SE^2]}$$

Courbe de la limite inférieure d'acceptation:

$$(19) \quad C_i = N \times SE - t \sqrt{N \, [(a_r + 1) \, SE + (b_r - 1) \, SE^2]}$$

où C = total des captures
N = nombre d'échantillons prélevés
SE = seuil économique
t = valeur du t de Student au niveau choisi de signification d'un test bilatéral pour un nombre infini de degrés de liberté
a_r = indice de contagion (ordonnée à l'origine)
b_r = coefficient de distribution (pente)

On obtient deux courbes en calculant plusieurs C_s et C_i pour différentes valeurs de N (Fig. 5). L'écart entre ces deux courbes augmente avec l'amplitude du degré de précision. Si la moyenne de la population étudiée est égale au seuil économique, un grand nombre d'échantillons peuvent être prélevés sans sortir des limites calculées. La procédure d'Iwao permet le calcul du nombre maximum d'échantillons à prélever en vue de déterminer si le niveau de population est égal au seuil économique à un intervalle de confiance pré-déterminé.

Nombre maximum d'échantillons:

$$(20) \quad N_{(max)} = \frac{t^2}{d^2} \, [(a_r + 1) \, SE + (b_r - 1) \, SE^2]$$

où d = intervalle de confiance de l'estimé de la densité de population (voir exemple)

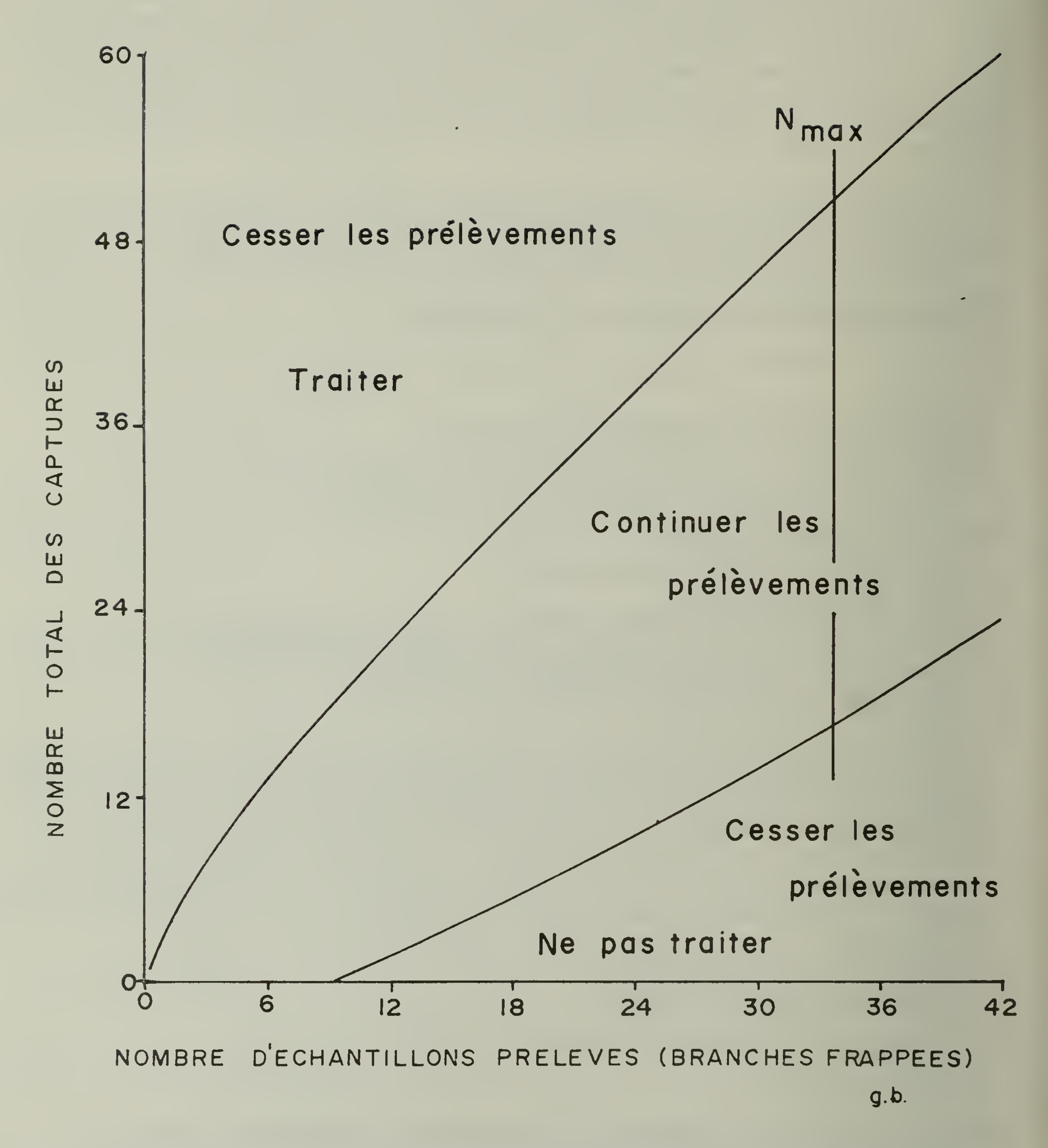


Figure 5. Courbes d'acceptation d'un plan d'échantillonnage séquentiel selon la procédure d'Iwao.

Cette procédure tient donc compte de la possibilité de l'égalité de la moyenne et du seuil économique. A partir de l'échantillon N_{max}, on considère que la moyenne de la population est au seuil économique et une décision peut alors être prise.

UTILISATION DU PLAN D'ECHANTILLONNAGE

On a jusqu'ici représenté les plans d'échantillonnage de façon graphique. Certains auteurs (Onsager 1976, Mason 1978), considérant la difficulté d'emploi en champ de ces graphiques, proposent l'utilisation de tableaux (Tab. 1, 2). Les valeurs de captures cumulées pour chacune des limites sont indiquées pour chaque prélèvement. Le total des captures est inscrit au centre de ces deux colonnes et on vérifie si ce total ne dépasse pas une des limites.

EXEMPLE

Cet exemple utilise la technique d'échantillonnage et la distribution spatiale des jeunes larves de la punaise de la pomme, Lygocoris communis (Knight) (Hemiptera: Miridae) (Boivin 1981). La technique d'échantillonnage, dont l'efficacité et la fiabilité ont été évaluées, consiste à frapper des branches de pommier au-dessus d'une toile blanche de 1 m^2. On emploie un seuil économique théorique de une (1) larve de ler ou 2ième stade par branche frappée. Au-dessus de ce seuil, un traitement est nécessaire, alors qu'une population en-deça de ce seuil est tolérée.

A - Procédure de Wald

La distribution spatiale des jeunes larves de la punaise de la pomme est décrite par une binomiale négative avec un K de 2,13. Les moyennes de population spécifiées comme limites inférieures et supérieures sont de λ_1 = 0,5 et λ_2 = 1,5 larve par branche et les niveaux d'erreur de α = 0,1 et β = 0,2.

$$P_1 = 0,5/2,13 = 0,2347$$
$$P_2 = 1,5/2,13 = 0,7042$$
$$Q_1 = 1 + 0,2347 = 1,2347$$
$$Q_2 = 1 + 0,7042 = 1,7042$$

Ordonnée à l'origine de la droite D_1:

$$a_1 = -\frac{\text{Log}\left(\frac{0,9}{0,2}\right)}{\text{Log}\left(\frac{0,7042 \times 1,2347}{0,2347 \times 1,7042}\right)} = -\frac{\text{Log } 4,5}{\text{Log } 2,1738} = -\frac{0,6532}{0,3372} = -1,9370$$

Ordonnée à l'origine de la droite D_2:

$$a_2 = \frac{\text{Log}\left(\frac{0,8}{0,1}\right)}{\text{Log}\left(\frac{0,7042 \times 1,2347}{0,2347 \times 1,7042}\right)} = \frac{\text{Log } 8}{\text{Log } 2,1738} = \frac{0,9031}{0,3372} = 2,6782$$

Tableau 1. Limites d'acceptation des hypothèses H_1 et H_2 pour un plan d'échantillonnage séquentiel par la procédure de Wald.

Nombre de prélèvements (branches frappées)		Limite inférieure		Limite supérieure	
1	CESSER LES PRELEVEMENTS ET TOLERER CE NIVEAU DE POPULATION	-	CONTINUER LES PRELEVEMENTS	4	CESSER LES PRELEVEMENTS ET TRAITER
2		-		4	
3		1		5	
4		2		6	
5		2		7	
6		3		8	
7		4		9	
8		5		10	
9		6		11	
10		7		12	
11		8		12	
12		9		13	
13		10		14	
14		10		15	
15		11		16	
16		12		17	
17		13		18	
18		14		19	
19		15		19	
20		16		20	
25		20		25	
30		25		29	
35		29		34	

Tableau 2. Limites d'acceptation des hypothèses H_1 et H_2 pour un plan d'échantillonnage séquentiel par la procédure d'Iwao.

Nombre de prélèvements (branches frappées)		Limite inférieure		Limite supérieure	
1	CESSER LES PRELEVEMENTS ET TOLERER CE NIVEAU DE POPULATION	-	CONTINUER LES PRELEVEMENTS	4	CESSER LES PRELEVEMENTS ET TRAITER
2		-		6	
3		-		8	
4		-		10	
5		-		11	
6		-		13	
7		-		15	
8		-		16	
9		0		18	
10		0		19	
11		1		21	
12		2		22	
13		2		23	
14		3		25	
15		4		26	
20		7		33	
25		10		40	
30		14		46	
35		18		52	
40		22		58	
45		25		64	
50		29		70	

Pente de ces droites:

$$b = 2,13 \times \frac{\text{Log } \frac{1,7042}{1,2347}}{\text{Log } \frac{(0,7042 \times 1,2347)}{0,2347 \times 1,7042)}} = 2,13 \times \frac{0,14}{0,3372} = 0,8841$$

Ces limites d'acceptation sont présentées à la figure 4 et au tableau 1.

Calcul de la courbe de probabilité:

Quatre points sur cette courbe permettent l'interpolation de la courbe générale.

Pour $\lambda' = 0$, NP = 1
$\lambda' = 0,5$, NP = 0,9
$\lambda' = 0,8841$, NP = 0,5803
$\lambda' = 1,5$, NP = 0,2

Cette courbe est illustrée à la figure 2.

Calcul de la courbe du nombre moyen d'échantillons:

On calcule quatre points à partir desquels on interpole une courbe complète.

Pour $\lambda' = 0$, NME = 2,1909
$\lambda' = 0,5$, NME = 3,8414
$\lambda' = 0,8841$, NME =20,0045
$\lambda' = 1,5$, NME = 2,8485

Puisque α est plus petit que β $(0,1 < 0,2)$, la valeur maximale du nombre moyen d'échantillons sera près de la valeur NME pour $\lambda' = 0,8841$, soit 20 échantillons. Le nombre minimal d'échantillons à prélever avant la prise de décision sera de 2 échantillons (Fig. 3).

Ce plan d'échantillonnage séquentiel nous permet donc de décider si le niveau de population de la punaise de la pomme est au-dessus ou au-dessous des limites d'acceptation après un maximum de 20 échantillons en moyenne.

B - Procédure d'Iwao

Les paramètres de la distribution spatiale des jeunes larves de la punaise de la pomme ont été calculés par la régression de l'encombrement moyen sur la moyenne. Dans ce cas, $a_r = 1,68$ et $b_r = 1,47$, avec $r = 0,91$ (significatif, $\alpha = 0,05$). Le seuil économique est de 1 individu par branche frappée et le niveau d'erreur α de 0,1. Les valeurs du t de Student, pour des degrés de liberté infinis, sont de 1,64 pour $\alpha = 0,1$ et de 1,96 pour $\alpha = 0,05$.

Limite supérieure d'acceptation:

$$C_s = N \times 1 + 1{,}64 \sqrt{N\,[(1{,}68 + 1) \times 1 + (1{,}47 - 1) \times 1^2]}$$

$$= N + 1{,}64 \sqrt{N \times 3{,}15}$$

Limite inférieure d'acceptation:

$$C_i = N \times 1 - 1{,}64 \sqrt{N\,[(1{,}68 + 1) \times 1 + (1{,}47 - 1) \times 1^2]}$$

$$= N - 1{,}64 \sqrt{N \times 3{,}15}$$

Les limites d'acceptation de ces deux courbes sont présentées à la figure 5 et au tableau 2.

On peut calculer le nombre maximal d'échantillons à prélever avant d'estimer que la moyenne de la population est égale au seuil économique. On choisit $\alpha = 0{,}1$ et $d = 0{,}5$ ce qui signifie qu'à N_{max}, la moyenne de la population est de $1 \pm 0{,}5$ larve par branche avec une erreur α de 0,1. On peut reformuler comme suit: 9 fois sur 10, la moyenne estimée sera dans l'intervalle 0,5 - 1,5 après N_{max} échantillons prélevés.

Nombre maximum d'échantillons:

$$N_{max} = \frac{(1{,}64)^2}{0{,}5^2} [(1{,}68 + 1) \times 1 + (1{,}47 - 1) \times 1^2]$$

$$= \frac{2{,}6896}{0{,}25} \times 3{,}15$$

$$= 10{,}7584 \times 3{,}15$$

$$= 33{,}8890$$

On cesse les prélèvements à 34 échantillons en sachant que la population est dans l'intervalle choisi et on prend une décision quant à une intervention.

CONCLUSION

La méthode de l'échantillonnage séquentiel permet la classification des niveaux de population de ravageur avec une économie appréciable du nombre d'échantillons. Les informations disponibles sur la bio-écologie du ravageur régissent en partie le choix de la procédure à utiliser.

La procédure d'Iwao présente à notre avis trois avantages:

1. Il n'est pas nécessaire de trouver un modèle mathématique théorique

approchant la distribution spatiale de l'insecte.

2. On évalue la moyenne d'une population par rapport à un seuil économique et non pas à un intervalle arbitraire.
3. On cesse les prélèvements en connaissant la moyenne de la population échantillonnée avec un niveau d'erreur connu.

Quelle que soit la procédure retenue, on utilise plus efficacement les ressources disponibles. Etant donné que le temps consacré à l'échantillonnage est une des contraintes principales d'un programme de dépistage, l'emploi de la méthode séquentielle rend le dépistage systématique plus attrayant. La réduction des coûts est un argument important pour convaincre le producteur d'adhérer à un programme de lutte intégrée. Nous croyons que sous ce point de vue, l'échantillonnage séquentiel est un pas en avant vers la lutte intégrée.

BIBLIOGRAPHIE

BLISS, C.I. et A.R.G. OWEN. 1958. Negative binomial distributions with a common K. Biometrika 45: 37-58.

BOIVIN, G. 1981. Bionomie de cinq espèces de Mirides phytophages (Hemiptera: Miridae) dans une pommeraie du sud-ouest du Québec. Thèse de doctorat, Dépt. Entomologie, Université McGill, 269 p.

BOIVIN, G. et C. VINCENT. 1981. La lutte intégrée contre les arthropodes ravageurs. Partie II - Techniques modernes: dépistage et utilisation d'un modèle. Agriculture (Montréal) 38(2): 12-14.

BURTS, E.C. et J.F. BRUNNER. 1981. Dispersion statistics and sequential sampling plan for adult pear psylla. J. Econ. Entomol. 74: 291-294.

COCHRAN, W.G. 1977. Sampling techniques. 3ième ed. John Wiley and Sons. Toronto, 428 p.

DANIELSON, S.D. et R.E. BERRY. 1978. Redbacked cutworm: sequential sampling plans in peppermint. J. Econ. Entomol. 71: 323-328.

FOHNER, G. 1981. Sequential sampling for pest management. Cornell Agric. Econ. Paper No. 81-12, 18 p.

GRUNER, L. 1975. Echantillonnage des populations de vers blancs de Phyllophaga patrueloides Paulian (Coleoptera: Scarabaeidae) par la méthode de l'analyse progressive et prévision des dégâts dans les cultures de canne à sucre en Guadeloupe. Ann. Zool. Ecol. Anim. 7: 505-524.

HARCOURT, D.G. 1966a. Sequential sampling for use in control of the cabbage looper on cauliflower. J. Econ. Entomol. 59: 1190-1192.

HARCOURT, D.G. 1966b. Sequential sampling for the imported cabbageworm, Pieris rapae (L.). Can. Entomol. 98: 741-746.

IWAO, S. 1968. A new regression method for analyzing the aggregation

pattern of animal populations. Res. Popul. Ecol. 10: 1-20.

IWAO, S. 1975. A new method of sequential sampling to classify populations relative to a critical density. Res. Popul. Ecol. 16: 281-288.

IWAO, S. 1977. The $\overset{*}{m}$-m statistics as a comprehensive method for analysing spatial pattern of biological populations and its application to sampling problems. pp. 21-46 in MORISITA, M. (ed.) Studies on methods of estimating population density, biomass and productivity in terrestrial animals. Univ. of Tokyo Press, Tokyo, 237 p.

JOHNSON, P.C. 1977. Sex-ratio estimation, sequential sampling and the programmable pocket calculator. Bull. ent. Soc. Am. 23: 251-254.

KARANDINOS, M.G. 1976. Optimum sample size and comments on some published formulae. Bull. ent. Soc. Am. 22: 417-421.

KUNO, E. 1969. A new method of sequential sampling to obtain the population estimates with a fixed level of precision. Res. Popul. Ecol. 11: 127-136.

KUNO, E. 1972. Some notes on population estimation by sequential sampling. Res. Popul. Ecol. 14: 58-73.

KUNO, E. 1977. Sequential estimation of population density by quadrat sampling, pp. 13-21 in MORISITA, M. (ed.) Studies on methods of estimating population density, biomass and productivity in terrestrial animals. Univ. of Tokyo Press, Tokyo, 237 p.

LINCOLN, C. 1978. Procedures for scouting and monitoring for cotton insects. Agric. Exp. Stn Univ. Ark. Bull. 829, 36 p.

LLOYD, M. 1967. Mean crowding. J. Anim. Ecol. 36: 1-30.

LUCKMAN, W.H. et R.L. METCALF. 1975. The pest-management concept, pp. 3-35 in METCALF, R.L. et W.H. LUCKMAN (eds) "Introduction to insect pest management". John Wiley and Sons, Toronto, 587 p.

MASON, R.R. 1978. Detecting suboutbreak populations of the Douglas-fir tussock moth by sequential sampling of early larvae in the lower tree crown. U.S.D.A. Far. Serv. Res. Pop. PNW-238, 9 p.

MORRIS, R.F. 1954. A sequential sampling technique for spruce budworm egg surveys. Can. J. Zool. 32: 302-313.

OAKLAND, G.B. 1950. An application of sequential analysis to whitefish sampling. Biometrics 6: 59-67.

ONSAGER, J.A. 1976. The rationale of sequential sampling, with emphasis on its use in pest management. U.S.D.A. Tech. Bull. 1526, 19 p.

PIETERS, E.P. 1978. Bibliography of sequential sampling plans for insects. Bull. ent. Soc. Am. 24: 372-374.

PIETERS, E.P. et W.L. STERLING. 1974. A sequential sampling plan for the cotton fleahopper, Pseudatomoscelis seriatus. Environ. Entomol. 3: 102-106.

PIETERS, E.P. et W.L. STERLING. 1975. Sequential sampling cotton squares damaged by boll weevils or Heliothis spp. in the coastal bend of Texas. J. Econ. Entomol. 68: 543-545.

RUESINK, W.G. et M. KOGAN. 1975. The quantitative basis of pest management: sampling and measuring, pp. 309-351 in METCALF, R.L. et W.H. LUCKMAN (eds) "Introduction to insect pest management". John Wiley and Sons, Toronto, 587 p.

SEVACHERIAN, V. et V.M. STERN. 1972. Sequential sampling plans for Lygus bugs in California cotton fields. Environ. Entomol. 1: 704-710.

SOKAL, R.R. et F.J. ROHLF. 1981. Biometry: the principles and practice of statistics in biological research. 2ième ed. W.H. Freeman and Co. San Francisco, 859 p.

SOUTHWOOD, T.R.E. 1978. Ecological methods. 2ième ed. CHAPMAN and HALL Co. London, 524 p.

STEEL, R.G.D. et J.H. TORRIE. 1980. Principles and procedures of statistics, a biometrical approach. 2ième ed. McGraw-Hill, Toronto, 633 p.

STERLING, W.L. et E.P. PIETERS. 1974. A sequential sampling package for key cotton arthropods in Texas. Tex. Agr. Exp. Stn Tech. Rep. 74-32, 28 p.

STERLING, W.L. et E.P. PIETERS. 1975. Sequential sampling for key arthropods of cotton. Tex. Agr. Exp. Stn Tech. Rep. 75-24, 21 p.

STERN, V.M. 1973. Economic thresholds. Annu. Rev. Entomol. 18: 259-280.

STRAYER, J., M. SHEPARD et S.G. TURNIPSEED. 1977. Sequential sampling for management decisions on the velvet bean caterpillar on soybeans. J. Georgia Entomol. Soc. 12: 220-227.

SYLVESTER, E.S. et E.L. COX. 1961. Sequential plans for sampling aphids on sugar beets in Kern County, California. J. Econ. Entomol. 54: 1080-1085.

WALD, A. 1943. Sequential analysis of statistical data: theory. Columbia Univ. Stat. Res. Grp. Rep. 75 and Off. Sci. Res. Develop. Rep. 1998.

WALD, A. 1945. Sequential tests of statistical hypothesis. Ann. Math. Stat. 16: 117-186.

WALD, A. 1947. Sequential analysis. John Wiley and Sons, New York, 212 p. Reédition Dover Pub. Inc., New York, 1973.

WATERS, W.E. 1955. Sequential sampling in forest insect surveys. Forestry Science 1: 68-79.

WATERS, W.E. 1974. Sequential sampling applied to forest insect surveys. pp. 290-311 in "Monitoring forest environment through successive sampling: proceedings of a symposium".

APPENDICE

GLOSSAIRE DES SYMBOLES

a_1 = ordonnée à l'origine de la droite D_1 (Wald)

a_2 = ordonnée à l'origine de la droite D_2 (Wald)

a_r = indice de contagion, ordonnée à l'origine de la droite de régression (Iwao)

b = pente d'une droite

b_r = coefficient de distribution, pente de la droite de régression (Iwao)

C_i = courbe de la limite inférieure d'acceptation (Iwao)

C_s = courbe de la limite supérieure d'acceptation (Iwao)

d = intervalle de confiance de l'estimé de la densité d'une population (Iwao)

D_1 = droite délimitant la zone supérieure d'acceptation de H_1 (Wald)

D_2 = droite délimitant la zone inférieure d'acceptation de H_2 (Wald)

H_1 = hypothèse selon laquelle un échantillon est égal ou inférieur à un niveau pré-établi

H_2 = hypothèse selon laquelle un échantillon est égal ou supérieur à un niveau pré-établi

K = constante, mesure d'aggrégation

K_c = K commun

N = nombre d'échantillons prélevés

N_{max} = nombre maximum d'échantillons à prélever avant de pouvoir décider si la moyenne est égale au seuil économique (Iwao)

NME = nombre moyen d'échantillons (Wald)

NP = niveau de probabilité (Wald)

P = paramètre calculé (Wald)

Q = paramètre calculé (Wald)

s^2 = variance de l'échantillon

SE = seuil économique

t = valeur du t de Student, au niveau choisi de seuil de signification

$\bar{X}$ = moyenne de l'échantillon

$\overset{*}{X}$ = encombrement moyen (Iwao)

α = probabilité de l'erreur de type I

β = probabilité de l'erreur de type II

λ_1 = moyenne de l'échantillon choisie comme limite inférieure (Wald)

λ_2 = moyenne de l'échantillon choisie comme limite supérieure (Wald)